Ahi Evran Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi (AEÜSBED)
2026, Cilt 12, Özel Sayı, Sayfa 298-317

Ailenin Kırılgan Dengesi Üzerinde İşsizlik Evrelerinin Asimetrik Etkileri: Türkiye Analizi (1988-2022)

Ersin ERASLAN
Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi
ersin_eraslan@ohu.edu.tr
ORCID ID: 0000-0003-0800-8966

Araştırma Makalesi		DOI: 10.31592/aeusbed.1819063
Geliş Tarihi: 06.11.2025	Revize Tarihi: 06.02.2026	Kabul Tarihi: 17.02.2026

Atıf Bilgisi
Eraslan, E. (2026). Ailenin kırılgan dengesi üzerinde işsizlik evrelerinin asimetrik etkileri: Türkiye analizi (1988-2022). *Ahi Evran Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 12*(Özel Sayı), 298-317.

ÖZ

Toplumun ontolojik bir temeli olarak kabul edilen aile biriminin dünya genelinde olduğu gibi Türkiye'de de çözülmeyle karşı karşıya kaldığı görülmektedir. Bu durumun bir kriz sinyali olarak görüldüğü çalışmada aile biriminin çözülmesinde başat bir rol oynayan işsizliğe odaklanılmakta ve işsizlikle boşanma arasındaki ilişkinin incelenmesi araştırmanın ana konusunu oluşturmaktadır. Bu çalışmanın temel amacı ve özgünlüğü; işsizliği dinamik bir süreç olarak tanımlayarak farklı işsizlik sürelerinin (kısa, orta, uzun ve çok uzun) boşanma üzerindeki etkilerini analiz etmesidir. Bu amaç doğrultusunda Türkiye'de 1988-2022 dönemi kapsamında işsizlik süreleri ve boşanma sayılarından oluşan veri seti dâhilinde işsizlik süreleri ile boşanma arasındaki ilişki Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) sınır testi yaklaşımıyla incelenmiştir. Analiz sonucunda elde edilen araştırmanın genel bulgusu Türkiye'de işsizliğin boşanma üzerindeki etkisinin lineer bir yapıda olmadığı işsizlik süresine bağlı olarak evreler hâlinde yön değiştirdiği (pozitif-negatif-pozitif) üzerinedir. Bu durum hibrit perspektifin temel iddiası olan zamanlama etkisini Türkiye özelinde açık bir şekilde doğrulamaktadır. Nihayet araştırma politika aktörleri açısından işsizlik süresine dikkat çekerek alınacak karar ve müdahalelerin süreye duyarlı olması gerekliliği üzerinde durarak bütünleşik sosyal politika tasarımlarına yönelik politika önerileriyle tamamlanmıştır.
Anahtar Kelimeler: Aile, boşanma, işsizlik, sosyal politika, ARDL.

The Asymmetric Effects of Periods of Unemployment on the Fragile Balance of the Family: An Analysis of Türkiye (1988-2022)

ABSTRACT

The family unit, accepted as the ontological foundation of society, appears to be facing dissolution in Türkiye, as it does worldwide. This situation is viewed as a sign of crisis in this study, which focuses on unemployment as a primary factor in the dissolution of the family unit, with the examination of the relationship between unemployment and divorce forming the main subject of the research. The main objective and originality of this study is to define unemployment as a dynamic process and analyse the effects of different periods of unemployment (short, medium, long and very long) on divorce. To this end, the relationship between unemployment duration and divorce was examined using the Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) bounds test approach within a dataset comprising unemployment durations and divorce numbers in Türkiye between 1988 and 2022. The general finding of the analysis is that the effect of unemployment on divorce in Türkiye is not linear; rather, it changes direction in phases (positive-negative-positive) depending on the duration of unemployment. This clearly confirms the timing effect, which is the fundamental claim of the hybrid perspective, in the specific case of Türkiye. Finally, the research concludes with policy recommendations for integrated social policy designs, emphasising the need for decisions and interventions to be time-sensitive, drawing attention to the duration of unemployment from the perspective of policy actors.
Keywords: Family, divorce, unemployment, social policy, ARDL.

Giriş

Dünya genelinde olduğu gibi Türkiye'de de bir modern toplum sorunu olarak değerlendirilen aile biriminin çözülmesi, boşanma oranlarındaki artışlarla birlikte giderek önem kazanmaktadır. Bu kapsamda toplumsal bir kriz sinyali olarak değerlendirilen boşanma oranlarındaki artışın nedenleri ise birçok araştırmanın konusunu oluşturmaktadır (Bayrakcı, 2020; Diler ve Diler, 2022). Boşanma nedenleri üzerine yapılan araştırmalar incelendiğinde ise boşanmayla işsizlik arasında güçlü bir bağın olduğu anlaşılmaktadır (Kaya ve Tan Eren, 2020; Topbaş ve Kurt, 2007).

İktisadi etkilerinin yanında toplumsal etkileriyle birlikte sosyoekonomik meseleler düzleminde karşılık bulan işsizlik olgusu (Adak, 2010; Kurt, 2006); esasen bireyde cereyan eden iktisadi ve psikolojik kişisel trajediden topluma doğru yayılan bir sorun aktarım mekanizmasına kaynaklık etmektedir. Başka bir ifadeyle işsizliğin meydana getirdiği ekonomik tahribatın bireydeki psikolojik bağlamlarıyla bireysel problemlerden toplumun tamamına yayılan daha kompleks sorunlara yol açan sorunlar silsilesine neden olduğu görülmektedir (Beazley, 2024; İslamoğlu, 2014; Nazir, Cheema, Zafar ve Batool, 2009; Sage, 2008; Yılmaz, Fidan ve Karataş, 2004). Bu bağlamda işsizlikle ilgili literatür vurgusunun; işsizliğin dramatik bir biçimde toplumsal yaşamda büyük ölçekte sorunlara yol açtığı yönünde olduğunu söylemek yanlış olmayacaktır. Bununla birlikte toplumun en temel yapı taşının aile olduğu göz önüne alındığında ise işsizliğin toplumsal yöndeki yıkıcı etkilerinin ilk etapta aile birimi üzerine olacağı düşünülmektedir.

Toplumsal yaşamda en küçük toplum birimi olarak tanımlanan aile; karı, koca, çocuklar ve kardeşler gibi evlilik ve kan bağına dayanan ilişkilerden oluşmaktadır (Türk Dil Kurumu [TDK], 2022). Söz konusu ilişkiler çerçevesinde toplumsal kültür ve değerlerin aktarıldığı, en temel ihtiyaçların karşılandığı aile, birey için vazgeçilmez olduğu kadar toplumun devamı açısından da ontolojik bir temel olarak görülmektedir. Nitekim sağlıklı ve ideal bir toplum düzenine ulaşılması, aile ilişkilerinin kuvvetli ve sağlıklı bir şekilde yürütülmesine derinden bağlıdır (Bayer, 2018; Turğut, 2017). Ancak aile ilişkileri birçok olumsuz hadiseden etkilenmekte ve bu hadiseler içerisinde işsizlik sorunu da başat bir rol oynamaktadır. Nitekim işsizlik; aile bütçesinde ekonomik bir kaybın çok daha ötesinde işsiz bireyin; anksiyete hâli, stres ve öz saygının yitirilmesi gibi psikolojik bunalımlarla başlayan kişisel trajedisinin aile bireylerine de sıçrayarak aile ilişkilerini temelden zedelemesi muhtemel beklentiler arasındadır (Topbaş ve Kurt, 2007). Geleneksel aile yapısının en büyük sorunu olarak görülen boşanma, işsizlik sürecinde zarar gören aile ilişkileri üzerindeki en derin ve yıkıcı etkiyi temsil etmektedir.

Modern toplumların en önemli sosyal sorunlarının arasında gösterilen boşanmanın dünya genelinde kısmi farklılarla birlikte artış eğiliminde olduğu görülmektedir (Aydın ve Baran, 2010). Durum Türkiye açısından da farklı değildir. Nitekim Türkiye'de bin nüfus başına düşen boşanma sayısı olarak tanımlanan kaba boşanma hızının 2001 yılında 1,41 seviyesinden neredeyse iki kat bir artışla 2024 yılında 2,19 seviyesine kadar tırmandığı izlenmektedir (Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK], 2025). Kaba boşanma hızının yükselen seyri esasen toplumun ontolojik temeli olarak kabul edilen aile birimi açısından dünya genelinde olduğu gibi Türkiye özelinde de bir kriz sinyali niteliğindedir. Söz konusu kriz düzleminin anahtar unsuru olan boşanmanın işsizlikle olan ilişkisi ise birçok güncel çalışmanın konusunu oluşturmaktadır. Ancak bu kapsamdaki literatür incelendiğinde; literatürün doğrudan doğruya işsiz sayısı, işsizlik oranı, erkek işsizlik oranı gibi salt işsizlik ve boşanma değişkenleriyle incelendiği, işsizliği bir süreç olarak ele alan yaklaşımların ise oldukça sınırlı kaldığı görülmektedir. Hâlbuki daha önce de ifade edildiği gibi işsizlik ve işsizlikle birlikte gelişen buhran dönemi bir süreçtir. Nitekim işsizlik sürecinin uzaması, işsizlikle gelişen psikolojik sorunların şiddetini ve çeşitliliğini artırabilmektedir (Kanyılmaz Polat ve Bacak, 2018; Kurt, 2006). Bu noktadan hareketle çalışmada; Türkiye'de boşanma ve işsizlik ilişkisinin, kısa süreli, orta süreli ve uzun süreli gibi işsizlik süreleri ayrımı doğrultunda, 1988-2022 yılları çerçevesinde uzun dönemli ilişkinin ele alınmasıyla literatür boşluğunun doldurulması hedeflenmektedir. Söz konusu hedef doğrultusunda; boşanmanın işsizliğin hangi evresinde tetiklendiği ya da tetiklenmediğinin ortaya konması ve işsizlik sürelerinden boşanmaya doğru evreler hâlinde bir ilişkinin olup olmadığının belirlenmesi ise çalışmanın hem özgünlüğünü ortaya koymakta hem de çalışmanın ana amacını oluşturmaktadır. Böylelikle literatürde Türkiye özelinde daha önce üstünde durulmayan işsizlik süreleri ve boşanma ilişkisini ele alan bu çalışmanın, literatüre özgün bir katkı sunacağı düşünüldüğü gibi politika aktörlerine de politika yapım sürecinde önemli bir zemin sağlayacağı öngörülmektedir.

Teorik Arka Plan Eşliğinde Literatür Taraması

Boşanma ve işsizlik ilişkisinin anlamlandırılması açısından psikososyal stres, boşanma maliyeti ve hibrit perspektifler olmak üzere üç farklı teorik açıklamanın ön plana çıktığı görülmektedir. İlk teorik açıklama olan psikososyal stres perspektifi; ekonomik sıkıntıların aile içinde

stresi yükselteceği ve bu stresin evliliğin kalitesini düşüreceği üzerinde durmakta olup işsizlik ile boşanma arasında pozitif ilişkinin olduğunu öne sürmektedir. İkinci teorik açıklama olan boşanma maliyeti perspektifinde boşanmanın; mahkeme masrafı, ev taşıma, yeni bir ev kurma, evlilik mallarının bölünmesi gibi boşanmanın maliyetlerinden hareketle özellikle işsizliğin yüksek olduğu, işlerin az olduğu, ekonomik belirsizliğin tırmandığı dönemlerde eşlerin boşanma noktasında isteksiz davranacağı öne sürülerek işsizlik ve boşanma arasında negatif ilişki vurgulanmaktadır. Hibrit perspektifte ise psikosyoal stres ve boşanma maliyetindeki bakış açılarındaki çelişkiler harmanlanarak ölçüm zamanlamasına bağlı olarak her iki bakış açısının da doğru olabileceği üzerinde durulmaktadır. (Amato ve Beattie, 2011). Bu kapsamda literatürde ön plana çıkan çalışmaların da incelenmesi yerinde olacaktır.

Psikososyal stres perspektifi kapsamında ilk çalışmalardan biri olarak Komarovsky (1940); Büyük Buhran dönemindeki evli çiftleri ele aldığı çalışmasında işsizliğin erken döneminde aile içindeki iyimser tablonun uzun süreli işsizlikle birlikte devam etmediğini, aile içi ilişkilerin bozulduğunu ve bu durumun evlilikte gerginliği artırdığını vurgulamaktadır. Jones (1988) çalışmasında işsizliğin doğrudan bir boşanma nedeni olma konusunda çekimserliğini korumakla birlikte işsizliği aile içi stresi artıran öncü bir faktör olarak değerlendirmekte ve işsizliğin boşanma kararında etkili bir aracı mekanizma olduğuna yönelik bir model önermektedir. Jensen ve Smith (1990), 1979-1985 yılları arasındaki verilerle Danimarkalı evli çiftler üzerine yaptıkları çalışmalarında, erkeğin işsizlik durumunun boşanma riskini artırdığını ancak bununla birlikte kadının işsizlik durumunun ise boşanma üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmadığını ortaya koymaktadırlar. Kessler, Hevenstone, Vandecasteele ve Sepahniye (2023) İsviçre'deki işsizlik yardımları reformunun boşanma üzerindeki etkisini reform öncesi ve sonrası ayrımı dâhilinde inceledikleri çalışmalarında; işsizlik yardımın süresini kısıtlayan söz konusu reformun boşanma oranlarını artırdığına yönelik kanıtlar sunarak psikosoyal stresin önemini vurgulamaktadırlar.

Schaller'in (2013) boşanma maliyeti perspektifi kapsamında gerçekleştirdiği araştırmada Amerika Birleşik Devletleri'ndeki işsizlik, evlenme ve boşanma istatistiklerini kullanarak gerçekleştirdiği çalışmasında işsizlik oranlarındaki artışın hem evlenme hem de boşanma oralarındaki azalmalarla ilişkili olduğunu tespit etmekle birlikte işsizlik şoklarının evlilik üzerindeki etkisinin kalıcı, boşanma üzerindeki etkisinin geçici olduğunu da öne sürmektedir. Tumin ve Qian'ın (2015) Amerika Birleşik Devletleri [ABD] Ulusal Gençlik Boylamsal Araştırması verilerini kullanarak ayrılma noktasındaki çiftleri inceledikleri çalışmalarında erkek işsizliğinin boşanma sürecini uzattığını ve bu durumun çözülmenin eşiğinde olan evlilik ilişkileri açısından uzun süreli bir belirsizlik dönemi oluşturduğunu ileri sürmektedirler. González-Val ve Marcén (2017) 1991-2012 yılları arasında 29 Avrupa ülkesinde işsizlik ve boşanma ilişkisini ele aldıkları çalışmada işsizlik ve boşanma arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu yani daha yüksek işsizliğin daha az boşanma ile ilişkili olduğunu vurgulamaktadırlar.

Hibrit perspektif kapsamında değerlendirilecek bir çalışma olan Amato, Booth, Johnson ve Rogers'ın (2007) ABD'de 1980-2000 yılları arasındaki dönemi ele aldıkları çalışmalarında 1980 döneminden itibaren toplumsal ve finansal refah değişimine dikkat çekerek boşanma maliyetinin eskiye kıyasla azaldığını dolayısıyla işsizlik ve boşanma arasındaki negatif ilişkinin giderek azaldığını ortaya koymaktadırlar. Franzese ve Rapp (2013) Almanya Sosyoekonomik Panel verilerini kullanarak 1985-2010 yılları aralığını inceledikleri çalışmalarında; erkek işsizliğinin 1 ila 2 yıldan uzun sürmesinin boşanma riskini önemli ölçüde artırdığını ancak boşanmadaki temel mekanizmanın gelir kaybı yerine bireysel özellikler ve psikososyal yükleri vurgulamakta birlikte işsizliğin boşanma üzerindeki etkisinin 1985-2000 yıllarına kıyasla 2000'li yıllarda zayıfladığını ortaya koymaktadırlar. Cohen (2014), 2008-2011 yılları arasında ABD'de ekonomik durgunluk ve boşanma ilişkisini ele aldığı çalışmasında 2009 yılındaki kırılmayı baz alarak ekonomik zorlukların evlilik birliğinde stres yaratarak boşanma olasılığını artırdığını ancak ekonomik belirsizliğin boşanma maliyetlerini artırarak boşanmayı engellediğini ileri sürmektedir. Arkes ve Shen (2014), ABD verileriyle 1979-2008 yılları arasındaki dönemi değerlendirdikleri çalışmalarında boşanma ve işsizlik ilişkisi hakkında artan işsizliğin evliliğin 6. ila 10. yılları arasındaki çiftlerin evliliğini etkilediğini ancak buna karşın söz

konusu aralık dışındaki erken veya sonraki evlilik süreleri açısından işsizlikle önemli bir örüntünün bulunmadığına yönelik kanıtlar sunmaktadır.

Literatürde boşanma ve işsizlik ilişkisinin anlamlandırılması bakımından söz konusu işsizlikten boşanmaya doğru gerçekleşen açıklamaların dışında boşanmanın da işsizliği etkilediğine yönelik birtakım kanıtlar sunan bazı çalışmalar bulunmaktadır. Bu kapsamda Kalmijn (2005), Hollanda'daki yaşam öyküsü verilerinden hareketle gerçekleştirdiği çalışmasında, boşanmanın erkekler üzerindeki etkisi çerçevesinde boşanma sonrasında erkeklerin işsizlik, mesleki hareketlerinin azalması, mesleki geriye gidiş ve sağlık sorunları yaşama olasılığını artırdığını ortaya koymaktadır. Benzer bir çalışmada Covizzi (2008), İsviçre Hane Halkı Paneli verilerinden hareketle 1999-2004 dönemini ele alan araştırmasında, birliktelikleri sona eren bireylerin birliktelikleri devam eden meslektaşlarına göre işsizlik riski altında olduğunu ve bu düzlemde erkeklerin kadınlara kıyasla daha yüksek işsizlik riski altında olduğuna yönelik kanıtlar sunmaktadır.

İşsizlik ve boşanma ilişkisi çerçevesinde Türkçe literatür incelendiğinde de genel literatüre benzer sonuçların elde edildiği görülmektedir. Bu kapsamda Topbaş ve Kurt (2007), Türkiye'de 1970-2005 döneminde boşanma ve işsizlik ilişkisini VAR analiziyle ele aldıkları çalışmalarında, işsizliğin boşanmanın istatiksel olarak anlamlı bir nedeni olduğunu ortaya koymaktadırlar. Sandalcılar (2012) 2004-2010 dönemi kapsamında Türkiye 26 alt bölgesi çerçevesinde işsizlik ve boşanma ilişkisini araştırdığı panel veri analizine dayanan çalışmasında işsizlik ve boşanma arasında negatif bir ilişki olduğunu tespit etmektedir. Özer ve Topal (2017), genç işsizliğinin, suç, göç, intihar ve boşanma üzerine etkilerini görmek üzere Türkiye 26 alt bölgesini ve 2004-2016 dönemini kapsayacak şekilde panel nedensellik analiziyle ele aldıkları çalışmalarında, genç işsizliğin boşanmanın da dâhil olduğu söz konusu değişkenlerle pozitif yönde nedensellik ilişkisi içerisinde olduğunu tespit etmektedirler. Erkan ve Yamak (2017), 2007-2015 döneminde Türkiye 26 alt bölge bazında boşanma olgusunu açıklamak üzere kurdukları modelde kadın iş gücüne katılımı ve işsizlik oranının kaba boşanma hızını artırdığını ancak bununla birlikte erkek işsizlik oranı ile boşanma arasında ters yönlü bir ilişkinin mevcudiyetini ortaya koymaktadırlar. Bayrak (2019), Türkiye'de işsizlik ve boşanma ilişkisini 1980-2017 dönemini kapsayacak şekilde ele aldığı çalışmasında işsizlik ile boşanma arasında çift yönlü bir ilişkinin olduğuna yönelik kanıtlar sunmaktadır. Cafrı ve Özdemir Çukadar (2018), 2013 yılını temel alarak Türkiye özelinde mekânsal ekonometri yöntemiyle boşanmanın sosyoekonomik nedenleri belirlemek üzere gerçekleştirdikleri çalışmalarında ilköğretim ve alt eğitim seviyelerinin, işsizlik oranı ve doğurganlık hızı artışının boşanma hızını azaltıcı faktörler olarak tespit etmektedirler. İğdeli ve Ay (2021), panel veri yöntemiyle 2008-2017 dönemini kapsayan Türkiye geneli ve 4 alt bölgeyi ele aldıkları çalışmalarında tarım sektöründe kadın istihdamı, gelir, kadının eğitim seviyesi ve erkeğin işsizlik durumunun boşanmayı artırıcı yönde etkisinin olduğunu ortaya koymaktadırlar. Öksüz ve Ürkmez (2023), 2004-2009 dönemi çerçevesinde Türkiye'de 26 alt bölge bazında boşanma oranı ile işsizlik, kadınların iş gücüne katılma oranı ve Gini katsayısı arasındaki ilişkiyi panel veri analiziyle ele aldıkları çalışmalarında yoksulluk ve boşanma arasında pozitif yönlü bir ilişkinin olduğunu ancak işsizlik oranında dâhil olduğu diğer makro ekonomik değişkenlerin, boşanma ile anlamlı bir ilişkisinin olmadığına yönelik kanıtlar sunmaktadırlar. Bulut ve Başoğlu (2023) Türkiye Düzey 2 Bölgeleri çerçevesinde 2005-2021 dönemini ele aldıkları çalışmalarında yetişkin kadın istihdamının boşanmanın ana belirleyici olduğunu, enflasyonun tüm yaş gruplarında boşanmayı pozitif etkilediğini ve yetişkin erkek işsizliğinin boşanma üzerindeki etkisinin ileri yaş evrelerinde önce arttığını sonra azaldığını tespit etmektedirler.

İşsizlik ve boşanma ilişkisi kapsamında sunulan literatür taramasından da görüldüğü üzere işsizlik ve boşanma arasında güçlü bir bağın olduğu anlaşılmaktadır. Bu çerçevede literatürün bir kısmında söz konusu bağın pozitif yönlü olduğu bazısında negatif yönlü olduğu çok azında ise karmaşık düzeyde olduğu görülmektedir. Bununla birlikte söz konusu ilişkinin karmaşık düzeyde olduğunu açıklayan hibrit perspektif etrafında yapılan araştırmaların hem genel hem de Türkçe literatürde oldukça sınırlı kaldığı izlenmektedir. Diğer taraftan literatürde işsizliği bir süreç olarak ele alan çalışmalara rastlanılmaması ise önemli bir literatür boşluğuna işaret etmektedir.

Yöntem

Amota ve Beattie'nde (2011) ifade ettiği üzere işsizlik ve boşanmanın gecikmeli değerlerinin kullanılması durumunda işsizlik ve boşanma arasındaki karmaşık ilişkinin yakalanabileceği üzerine duran hibrit perspektifin benimsendiği bu araştırmada, hibrit perspektifin bir gerekliliği olarak değişkenlerin aralarındaki ilişkiyi sayısal verilerle açıklayan nicel yöntem esas alınmıştır. Nicel yöntem esas alınarak ilişkisel analizin tespiti çerçevesinde araştırmada teorik çerçeveye uygun olacak şekilde boşanmanın bağımlı değişken işsizlik sürelerinin ise kısa, orta, uzun ve çok uzun süreli işsizlik olmak üzere bağımsız değişkenler olmasına karar verilmiştir. Bu doğrultuda araştırmada Türkiye'de 1988-2022 dönemini kapsayan boşanma sayısı ile işsizlik süreleri çerçevesinde kısa, orta, uzun ve çok uzun süreli işsiz kalan kişi sayılarına ilişkin TÜİK verilerinden oluşan bir veri seti kurulmuştur. Bu kapsamda veri setinin zaman serilerinden oluşmasıyla zaman serisi analizi yapmak üzere geleneksel ekonometri metodolojisi takip edilmiştir.

Araştırma Modeli

Çalışmada ilk verilerin normalize edilmesiyle standardizasyonun sağlanması ve orantısal değişimlerin incelenmesi amacıyla tüm değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Bu çerçevede Hibrit perspektifin esas alındığı araştırmada teorik yapıya uygun şekilde işsizlik sürelerinin bağımsız, boşanmanın ise bağımlı değişken olarak tanımlandığı araştırmanın en temel modeli Eşitlik (1)'de gösterilmektedir.

$$\ln DIV_t = \alpha^0 + \beta^1 \ln STU_t + \beta^2 \ln MTU_t + \beta^3 \ln LTU_t + \beta^4 \ln VLTU_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik 1'de sunulan model tam logaritmik bir modeldir. Tam logaritmik modellerin en önemli özelliği ise β'nin esnekliği vererek bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi nispi olarak ifade etmesidir (Kutlar, 2009; Yerdelen Tatoğlu, 2023). Bununla birlikte matematiksel modellerde bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında deterministtik bir ilişkinin olduğu varsayılmakta ve analizler bu doğrultuda bir ön kabulle başlamaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2023). Ancak iktisadi ve sosyal süreçlerde ise deterministik bir yapı yerine stokastik bir yapı bulunmaktadır. Bu bağlamda zaman serilerini sıradan denklemler yardımıyla modellemek her zaman doğru sonuca götürmemektedir. Bu çerçevede zaman serisi analizlerinde bir ön test olarak durağanlık analizinin yapılması gerekmektedir (Mert ve Çağlar, 2023).

Serinin ortalama ve varyansının zamanla değişmemesi anlamına gelen durağanlık kapsamında serinin birim kök içermemesi serinin durağan olduğunu göstermektedir. Literatürde serilerin birim kök tespitinde ise Dickey ve Fuller (1979), Phillips-Peron (1988) ve Genişletilmiş Dickey Fuller [ADF] gibi geleneksel birim kök testlerinin yanı sıra Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilmiş Zivot-Andrews testi, Lee ve Straziicich (2003) tarafından geliştirilmiş Lee ve Straziicich testi gibi yapısal kırılmalı birçok birim kök testi bulunmaktadır. Bununla birlikte yapısal kırılma analizlerinin yapılabilmesi için zaman serisinin en az 40-50 gözlemden oluşacak şekilde yeterince uzun olması gerekmektedir (Mert ve Çağlar, 2023, s. 133). Bu noktada araştırmanın bir kısıtı olarak 1988-2022 dönemini kapsayan 34 birimlik zaman serisinden oluştuğu ve gecikmeli değerlerle bu birimin daha da azalacağı göz önüne alınarak serilerin durağanlık analizlerinin geleneksel birim kök testlerinden olan Genişletilmiş Dickey Fuller ve Phillips-Peron [PP] birim kök testleriyle sınanmasına karar verilmiştir. Parametrik testlerden olan ADF ve non parametrik testlerden olan PP birim kök testleri sonucunda %1 anlamlılık düzeyinde tüm serilerin seviye düzeyinde durağan olmadığı ancak birinci farkında yani I (1) mertebesinde durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Seviyede durağan olmayan zaman serilerinin uzun dönem denge ilişkisinin başka bir ifadeyle eşbütünleşme ilişkisinin ele alındığı çalışmada Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (Auto-Regressive Distributed Lag, [ARDL]) sınır testi yaklaşımı benimsenmiştir. Bu tercihin arkasında ise Pesaran vd.'de (2001) ifade ettiği gibi ARDL sınır testi yaklaşımında değişkenlerin hiçbirinin I(2) mertebesinden durağan olmaması kaydıyla serilerin aynı

dereceden entegre olmasalar dahi tek denklem ile kısa ve uzun dönemli analizler yapılması ve bu analizlerden sağlam sonuçlar alınması bulunmaktadır. Bununla birlikte Pesaran vd., (2001) tarafından F-sınır testi açısından büyük gözlemler için üretilen alt ve üst kritik değerlerini, Narayan (2005) F-Sınır testi için alt ve üst sınır kritik değerlerini küçük örneklemler için de yeniden üreterek küçük örneklemlerle de başarılı sonuçlar alınmasını sağlamışlardır. Bu avantajlarından dolayı zaman serisi analizleri kapsamında az sayıda gözlem biriminden oluşan çalışmada temel yöntem olarak ARDL sınır testi yaklaşımı benimsenmiştir. ARDL modeli ise Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in önerdiği beş farklı koşullu hata düzeltme modeli arasından serilerin yapısal analizi çerçevesinde sabitli ve trendsiz model yapısına göre kurulmuştur. Bu doğrultuda araştırmada kullanılan temel ARDL modeli Eşitlik (2)'de gösterilmektedir.

$$\Delta \ln DIV_t = \alpha^0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha^1{}_i \ \Delta \ln DIV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q^1} \alpha^2{}_i \Delta \ln STU_{t-i} + \sum_{i=0}^{q^2} \alpha^3{}_i \ \Delta \ln MTU_{t-i} + \sum_{i=0}^{q^3} \alpha^4{}_i \Delta \ln LTU_{t-i} + \sum_{i=0}^{q^4} \alpha^5{}_i \ \Delta \ln VLTU_{t-i} + \varphi^1 \ln DIV_{t-1} + \varphi^2 \ln STU_{t-1} + \varphi^3 \ln MTU_{t-1} + \varphi^4 \ln LTU_{t-1} + \varphi^5 \ln VLTU_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Eşitlik (2)'de gösterilen denklemde Δ fark operatörünü, p ve q^i ifadeleri ise sırasıyla bağımlı ve bağımsız değişkenlerin optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir. φ^i parametreleri uzun dönem katsayılarını temsil ederken $\alpha^j{}_i$ kısa dönem katsayılarını ifade etmektedir. α^0 ise modelin sabit terimidir. Bununla birlikte modelde kısa ve uzun dönem ilişkilerinin ayrıştırılabilmesi için hata düzeltme modeli (Error Correction Model, [ECM]) formuna geçilmiştir. Bu dönüşüm, ARDL modelinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak ve uzun dönem dengesinden kısa dönem sapmaların ne kadar hızla düzeltildiğini belirlemek amacıyla yapılmaktadır. Bu çerçevede elde edilen hata düzeltme modeli ise Eşitlik (3)'de gösterilmektedir.

$$\Delta \ln DIV_t = \alpha^0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha^1{}_i \ \Delta \ln DIV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q^1} \alpha^2{}_i \Delta \ln STU_{t-i} + \sum_{i=0}^{q^2} \alpha^3{}_i \ \Delta \ln MTU_{t-i} + \sum_{i=0}^{q^3} \alpha^4{}_i \ \Delta \ln LTU_{t-i} + \sum_{i=0}^{q^4} \alpha^5{}_i \ \Delta \ln VLTU_{t-i} + \lambda \, ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Eşitlik (3)'de gösterilen denklemde ECM_{t-1} modelin uzun dönem dengesinden sapmayı temsil eden hata düzeltme terimi olup katsayısı λ, nın negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Diğer taraftan modelde kullanılacak olan gecikme uzunluklarının belirlenmesi ise Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bayesyen Kriteri (SIC) ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterleri temel alınarak yapılmıştır. Optimal gecikme uzunluklarının belirlenmesi, modelde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin önlenmesi açısından büyük önem taşımaktadır. Bu kapsamda model tahmini öncesinde her bir bilgi kriterine göre alternatif gecikme kombinasyonları sınanmış ve en düşük bilgi kriteri değerine sahip kombinasyon, çalışmada kullanılan nihai ARDL modelinin gecikme yapısı olarak seçilmiştir. Bu çerçevede 2500 model arasından ARDL (2,2,2,3,0) modeline karar verilmiştir. Buna göre araştırmanın nihai ARDL denklemi Eşitlik (4)'de sunulmaktadır.

$$lnDIV_t = \alpha^0 + \varphi^1 lnDIV_{\{t-1\}} + \varphi^2 lnDIV_{\{t-2\}} + \theta^{10} lnSTU_t + \theta^{11} lnSTU_{\{t-1\}} + \theta^{12} lnSTU_{\{t-2\}} + \theta^{20} lnMTU_t + \theta^{21} lnMTU_{\{t-1\}} + \theta^{22} lnMTU_{\{t-2\}} + \theta^{30} lnLTU_t + \theta^{31} lnLTU_{\{t-1\}} + \theta^{32} lnLTU_{\{t-2\}} + \theta^{33} lnLTU_{\{t-3\}} + \theta^{40} lnVLTU_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Eşitlik (4)'de sunulan denklemin uzun dönem ilişki kapsamında Hata Düzeltme (ECM) Denklemi ise Eşitlik (5)'de sunulmaktadır.

$$ECT_{\{t-1\}} = lnDIV_{\{t-1\}} - \alpha^0 - \beta^1 \cdot lnSTU_{\{t-1\}} - \beta^2 lnMTU_{\{t-1\}} - \beta^3 lnLTU_{\{t-1\}} - \beta^4 lnVLTU_{\{t-1\}} \quad (5)$$

Uzun dönem ilişkiyi yansıtan Eşitlik (5)' de yer alan denklemin Kısa dönem (ECM) formu ise Eşitlik (6)'da sunulmaktadır.

$$\Delta lnDIV_t = \gamma \cdot \Delta lnDIV_{\{t-1\}} + \alpha^{10}\Delta lnSTU_t + \alpha^{11}\Delta lnSTU_{\{t-1\}} + \alpha^{20}\Delta lnMTU_t + \alpha^{21}\Delta lnMTU_{\{t-1\}} + \alpha^{30}\Delta lnLTU_t + \alpha^{31}\Delta lnLTU_{\{t-1\}} + \alpha^{32}\Delta lnLTU_{\{t-2\}} + \alpha^{40}\Delta lnVLTU_t + \lambda ECT_{\{t-1\}} + u_t \quad (6)$$

Evren ve Örneklem

Araştırmada kullanılan veri seti 1988-2022 yılları arasındaki dönemde boşanma sayısı ile araştırma kapsamında tanımlanan kısa süreli, orta süreli, uzun süreli ve çok uzun süreli işsiz kalan kişi sayılarından oluşmaktadır. Araştırmada teorik çerçeveye uygun şekilde işsizlik süreleri bağımsız, boşanma ise bağımlı değişken olarak tanımlanmaktadır. Bununla birlikte kullanılan değişkenlere ilişkin bilgiler "Veri Toplama Araçları" başlığı altında detaylı bir şekilde açıklanmaktadır.

Veri Toplama Araçları

Araştırmada kullanılan tüm veriler TÜİK Yayın No: 4710 kaynağından elde edilmiştir. Bununla birlikte 2021 ve 2022 yıllarında işsizlik anketinin tanım ve kapsamındaki değişiklikler nedeniyle bu yıllar tam olarak karşılaştırılabilir olmamakla birlikte trend analizleri eşliğinde değişkenlerin dağılım özelliklerini iyileştirmek ve standardizasyonu sağlamak amacıyla ilgili serilerin logaritmaları alınarak analize dâhil edilmiştir. Tablo 1'de ise araştırmada kullanılan değişkenlerin isimleri, kısaltmaları ve açıklamaları yer almaktadır.

Tablo 1
Araştırmada Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	**Kısaltma**	**Açıklama**
Boşanma Sayısı	LnDIV	Evlenme akdinin sona erdirilme sayısı
Kısa Süreli İşsiz Kalan Kişilerin Sayısı –Kısa süreli işsizlik bağlamıyla	LnSTU	1 ila 11 ay süreyle işsiz kalan kişi sayısı
Orta Süreli İşsiz Kalan Kişilerin Sayısı- Orta süreli işsizlik bağlamıyla	LnMTU	12 ila 23 ay süreyle işsiz kalan kişi sayısı
Uzun Süreli İşsiz Kalan Kişilerin Sayısı- Uzun süreli işsizlik bağlamıyla	LnLTU	24 ila 35 ay süreyle işsiz kalan kişi sayısı
Çok uzun Süreli İşsiz Kalan Kişilerin Sayısı- Çok uzun süreli işsizlik bağlamıyla	LnVLTU	36 ay ve üzeri süreyle işsiz kalan kişi sayısı

Değişkenler çerçevesinde değinilmesi gereken bir diğer nokta da işsizlik sürelerine ilişkindir. Eurostat (2025) ve ILO (2015) gibi iş gücü istatistiklerine ilişkin istatistikler yayınlayan kurumlarının 1 yıldan daha az süren işsizliği kısa süreli işsizlik, 1 yıldan daha uzun süren işsizliği ise uzun süreli işsizlik kapsamında ele aldığı görülmektedir. Ancak Hibrit perspektifin esas alındığı araştırmanın başlıca argümanı; işsizliğin sosyal ve psikolojik etkisinin, işsizlik süresiyle ilişkili olarak doğrusal olarak artmadığı bunun tam aksine niteliksel olarak değiştiği üzerinedir. Bu minvalde işsizliğin boşanma üzerindeki etkisinin katlanarak artması veya belirli bir noktadan sonra karakter değiştirmesi beklenmektedir. Bu çerçevede araştırmada işsizliğin sadece kısa ve uzun süreli olarak ele alınması araştırmayı kısıtlayacaktır. Bu noktadan hareketle işsizliğin boşanma üzerindeki etkisinin işsizlik süresinin farklı aşamalarında niteliksel olarak değiştiğini test edilmesine olanak sağlamak üzere işsizlik süreleri kapsamında uluslararası düzlemde kabul edilen iki önemli eşik, araştırmada TÜİK verileri doğrultusunda; kısa, orta, uzun ve çok uzun süreli işsizlik olmak üzere dört eşik çerçevesinde sunulmaktadır.

Verilerin Toplanması ve Analizi

Çalışmada kullanılan tüm veriler TÜİK Yayın No: 4710 kaynağından elde edilip zaman serilerinden oluşan bir veri seti kurulmuştur. Veri setinin oluşturulmasının ardından ilk etapta serilerin durağanlık özelliklerinin tespiti için geleneksel birim kök testlerinden olan ADF ve PP birim kök testleri uygulanmıştır. Serilerin durağanlık mertebelerinin tespiti yapıldıktan sonra ARDL yaklaşımının kullanılmasına karar verilerek analiz sonuçları bulgular kısmında raporlanmıştır. Çalışmada temel istatistiksel anlamlılık düzeyi %5 ($p < 0,05$) olarak benimsenmiştir. Bununla birlikte, sınırlı gözlem sayısına sahip zaman serisi analizlerinde yaygın bir uygulama doğrultusunda, %10 anlamlılık düzeyinde ($p < 0,10$) elde edilen katsayılar sınırda anlamlı bulgular olarak raporlanmış ve yorumlanmıştır. Bu düzeyde elde edilen sonuçlar, güçlü nedensel çıkarımlardan ziyade destekleyici ve işaret edici nitelikte değerlendirilmiştir.

Araştırma Etiği

Araştırma ikincil veriler üzerinden gerçekleştiği için etik kurul onayına gerek duyulmamaktadır.

Bulgular

Araştırma sonucunda tespit edilen bulgular kısmı; değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerine yer verilmesi, serilerin birim kök test sonuçlarının raporlandırılması, uzun ve kısa dönem katsayıları sonuçlarının ortaya konması ve sınama testlerinin yapılması aşamalarından oluşmaktadır. Bulgular kısmında ilk olarak serilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler kısmı bulunmaktadır. Tüm değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 2'de sunulmaktadır

Tablo 2
Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Aritmetik Ortalama	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera Testi	
					Test İstatistiği	p-değeri
LnDIV	11.15439	0.721329	-0.396778	1.42365	4.542142	0.103202
LnSTU	14.26742	0.446572	-0.006924	1.673058	2.568077	0.276917
LnMTU	12.94409	0.290561	-0.029299	3.844823	1.045859	0.592782
LnLTU	12.05357	0.283569	-0.959102	3.921589	6.604542	0.036799
LnVLTU	11.63182	0.418093	-0.451898	2.506183	1.546859	0.461428

Tablo 2'de analizde kullanılan değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgular yer almaktadır. Söz konusu bulgular çerçevesinde değişkenlerin aritmetik ortalaması 11,15 ile 14,27 arasında değişmekte olup bu kapsamda en yüksek aritmetik ortalamaya sahip değişkenin 14,26 değeriyle LnSTU değişkeninde, en düşük ortalama değerin ise 11,15 değeriyle LnDIV değişkeninde olduğu görülmektedir. Bununla birlikte standart sapma değerleri incelendiğinde değişkenlerin ortalamaları etrafında önemli bir değişkenlik göstermediği izlenmektedir. Serilerin simetrik dağılım gösterip göstermediğini belirleyen çarpıklık değerleri incelendiğinde tüm değişkenlerin negatif değerlerle sola çarpık bir yapı sergiledikleri izlenmektedir. Basıklık değerleri ele alındığında ise LnDIV, LnSTU ve LnVLTU'nun 3'ün altında bir değer alarak basık bir görünüm sergiledikleri ancak buna karşın LnMTU ve LnLTU'nun ise 3'ün üzerindeki değerlerle sivri bir dağılım gösterdikleri görülmektedir. Jarque-Bera testi incelendiğinde ise LnLTU dışında diğer değişkenlerin %5 anlam düzeyinde normal dağılıma sahip oldukları anlaşılmaktadır. Tüm bu bulguların bir yorumu çerçevesinde değişkenlerin ekonometrik analiz için uygun olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Ekonometrik analizler açısından bir diğer ön test; serilerin durağanlık mertebelerinin belirlenmesi amacıyla birim kök testlerinin yapılması üzerinedir. Analiz kapsamında yapılan ADF ve PP birim kök test sonuçlarına ilişkin bulgular Tablo 3'te sunulmaktadır.

Tablo 3
ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Sabit (t-istatistiği)				
LnDIV	-0.971404	-5.598337***	-0.904808	-5.69638***
LnSTU	-1.194977	-4.581051***	-1.009509	-9.498143***
LnMTU	-2.07297	-6.707817***	-2.019304	-9.61422***
LnLTU	-2.471077	-5.414557***	-2.586413	-5.409795***
LnVLTU	-2.552657	-4.586754***	-2.426716	-4.61252***
Sabit ve Trend (t-istatistiği)				
LnDIV	-2.0149	-5.515987***	-2.106129	-5.669344***
LnSTU	-3.825523**	-4.428364***	-2.843954	-9.265613***
LnMTU	-3.221378*	-6.568343***	-3.196989	-10.94596***
LnLTU	-2.375349	-5.371002***	-2.375349	-5.357347***
LnVLTU	-2.968482	-4.454828***	-2.443871	-4.485222***

Tablodaki değerler değişkenlerin t-istatistik değerleridir.
*%10 anlamlılık derecesi (p-values), **%5 anlamlılık derecesi(p-values), ***%1 anlamlılık derecesini(p-values) ifade etmektedir.

Tablo 3'ten de görüldüğü üzere tüm değişkenlerin sabit t istatistiği kapsamında %1 anlamlılık düzeyinde hem ADF hem de PP birim kök sonuçları çerçevesinde 1. dereceden farkta durağan olduğu izlenmektedir. Sabit ve trend t istatistik sonuçları incelendiğinde %1 anlamlılık düzeyinde tüm değişkenlerin yine hem ADF hem de PP birim kök sonuçları çerçevesinde 1. dereceden farkta durağan olduğu anlaşılmaktadır. Ancak bununla birlikte sabit ve trend sonuçları çerçevesinde ADF birim kök testi kapsamında %5 anlamlılık düzeyinde LnSTU değişkeninin seviyede durağan olduğu benzer şekilde LnMTU değişkenin de %10 anlamlılık düzeyinde seviyede durağan olduğu görülmektedir. Bu durum değişkenlerin farklı anlamlılık derecelerinde I(0) ve I (1) düzeylerinde durağan olduğunu ve hiçbir serinin I (2) seviyesinde bir değer almadığını göstermekle birlikte ARDL sınır testi yaklaşımının uygulanabileceğini de ortaya koymaktadır. Bağımlı değişkenin LnDIV olduğu bağımsız değişkenlerin ise sırasıyla LnSTU, LnMTU, LnLTU ve LnVLTU olduğu ARDL modeline ilişkin uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin Sınır (Bound) Testi sonuçları Tablo 4'te sunulmaktadır.

Tablo 4
LnDIV Modeline İlişkin Sınır (Bound) Test İstatistiği ve Kritik Değerler

LnDIV Model	T İstatistiği	Kritik Değer	Alt Sınır	Üst Sınır	F İstatistiği	Kritik Değer	Alt Sınır	Üst Sınır
ARDL (2.2.2.3.0)	-6.015743	1%	-3.43	-4.6	5.921863	1%	4.768	6.67
		5%	-2.86	-3.99		5%	3.354	4.774
		10%	-2.57	-3.66		10%	2.752	3.994

Tablo 4'den de anlaşılacağı üzere hesaplanan F istatistiğinin %95 güven aralığında yer aldığı görülmektedir. Bu durum LnDIV bağımlı değişkeniyle bağımsız değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin varlığını %95 güven aralığında ortaya koymaktadır. Diğer taraftan seriler arasında eşbütünleşmenin geçerliliği kapsamında ortaya konan t istatistiğinin ise %99 güven aralığında yer aldığı görülmektedir. Bu çerçevede kurulan modelin F ve t istatistiklerinin anlamlı olmasına rağmen modele ilişkin serisel korelayon testi, değişen varyans testi ve spefikasyon testi gibi birtakım sınama testlerinin de yapılması gerekmektedir. LnDIV modellinin hata terimlerinde otokorelasyon sorunu olup olmadığını sınayan serisel korelasyon testi kapsamında sıklıkla uygulanan Breusch-Godfrey LM testi sonuçları Tablo 5'te sunulmaktadır.

Tablo 5
LnDIV Modeline İlişkin Breusch-Godfrey LM Testi Bulguları

F İstatistiği	0.873566	p-değeri F(2.16)	0.4364
Obs. R-squared	3.150269	p-değeri-Ki-Kare (2)	0.207

Tablo 4'te verilen LnDIV modeline ilişkin Breusch-Godfrey LM testi bulguları incelendiğinde F istatistiğinin 0.873566 ve p-değerinin ise 0.4364 olarak hesaplandığı görülmektedir. Serisel korelasyonun olmadığını ifade eden yokluk hipotezinin modeldeki p değerinin 0,05'ten büyük olması nedeniyle reddedilemeyecektir. Bu durum LnDIV modelinin hata terimlerinde serisel korelasyon sorunu olmadığını göstermektedir. LnDIV modellinin hata terimlerinin normal dağılması gerekliliği üzerine modelin normallik sorunu olup olmadığını sınamak üzere sıklıkla uygulanan Jarque-Bera Normallik testi sonucu Tablo 6'da sunulmaktadır.

Tablo 6
LnDIV Modeline İlişkin Jarque-Bera Normallik Testi Bulguları

Jarque-Bera	0.227967	p-değeri	0.892273

Tablo 6'da sunulan Jarque-Bera normallik testinin p-değerinin 0,892273 olarak hesaplandığı görülmektedir. Kalıntıların normal dağılım gösterdiğini ifade eden yokluk hipotezi LnDIV modelinde p değerinin 0,05'ten büyük olması nedeniyle reddedilemeyecektir. Bu durum LnDIV modelinin hata terimlerinde normallik sorunu olmadığını göstermektedir. LnDIV modellinin hata terimlerinin sabit varyansa sahip olup olmadığını sınamak üzere değişen varyans sınamasına ilişkin Harvey testine ilişkin bulgular Tablo 7'de sunulmaktadır.

Tablo 7
LnDIV Modeline İlişkin Harvey Değişen Varyans Testi Bulguları

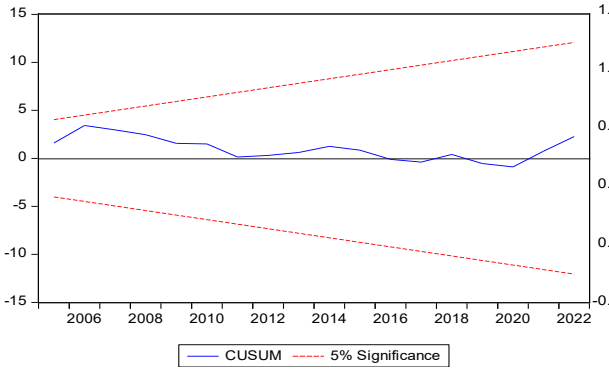
F-İstatistiği	1.958143	p- değeri F (13.18)	0.0928
Obs. R-Squared	18.74517	p-değeri Ki-Kare (13)	0.1312
SS	13.98727	p-değeri Ki-Kare (13)	0.3747

Tablo 7'de sunulan Harvey testinin p-değerinin 0,0928 olarak hesaplandığı görülmektedir. Modelin hata terimlerinin sabit varyansa sahip olup olmadığını sınayan Harvey testinin yokluk hipotezi modelin sabit varyansa sahip olduğu üzerinedir. Bu çerçevede LnDIV modelinde p değerinin 0,05'ten büyük olması nedeniyle yokluk hipotezi reddedilemeyecektir. Bu durum LnDIV modelinin hata terimlerinde değişen varyans sorunu olmadığını göstermektedir. LnDIV modellinin doğruluğunu ve fonksiyonel biçimi sınamak üzere gerçekleştirilen Ramsey RESET testine ilişkin bulgular Tablo 8'de sunulmaktadır.

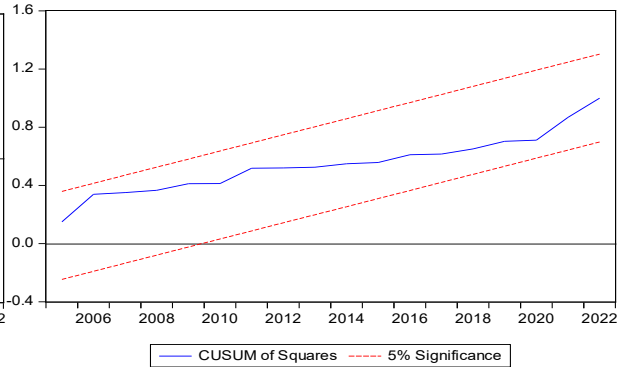
Tablo 8
LnDIV Modeline İlişkin Ramsey RESET Testi Bulguları

Test İstatistikleri	**Test Değerleri**	**df**	**p-değerleri**
t-istatistiği	1.983476	17	0.0637
F istatistiği	3.934176	-1.17	0.0637

Tablo 8'de sunulan Ramsey RESET testinin p-değerinin 0,0637 olarak hesaplandığı görülmektedir. Modelin doğruluğunu ve fonksiyonel biçimi sınayan Ramset RESET testinin yokluk hipotezi modelin spesifikasyon hatası içermediği üzerinedir. Bu çerçevede LnDIV modelinde p değerinin 0,05'ten büyük olması nedeniyle yokluk hipotezi reddedilemeyecektir. Bu durum LnDIV modelinin doğru spesifikasyonlandığını, modelde olası eksik değişken olmadığını ve yanlış fonksiyon biçimi problemlerinin gözlemlenmediğini göstermektedir. LnDIV modelinde katsayıların zaman içinde sabit olup olmadığını test etmek üzere CUSUM testi ve modeldeki varyans kararlığını test emek üzere CUSUMSQ grafikleri elde edilmiştir. Söz konusu görseller Şekil 1 ve Şekil 2'de sunulmaktadır.



Şekil 1. LnDIV Modeli CUSUM Grafiği



Şekil 2. LnDIV Modeli CUSUMSQ Grafiği

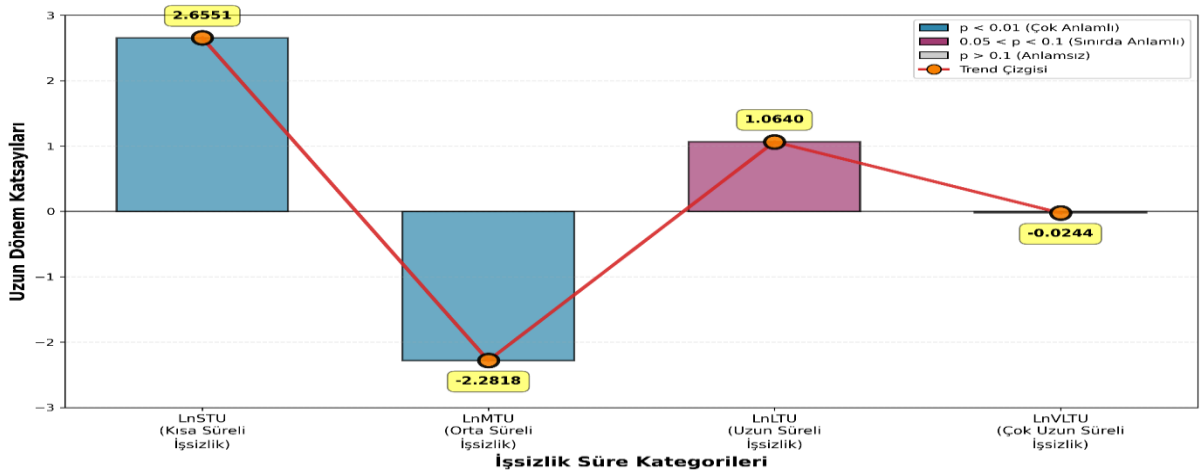
LnDIV modelinde katsayıların zaman içinde sabit olup olmadığını gösteren Şekil 1'de sunulan CUSUM grafiği; %95 güven aralığında modelde yapısal kırılma olmadığını, katsayı değişimi yaşanmadığını göstermektedir. Bununla birlikte varyans karalığını test emek üzere Şekil 2'de sunulan CUSUMSQ grafiği ise %95 güven aralığında varyansın zamanla değişmediğini, geniş yapısal kırılmaların gerçekleşmediğini göstermektedir. Sınama testlerinden başarıyla geçen LnDIV modelinine ilişkin Uzun ve Kısa Dönem Katsayıları ile ECM Hata Düzeltme Tablo 9' da bütünleşik bir şekilde sunulmaktadır. ARDL sınır testi ve hata düzeltme yaklaşımı çerçevesinde uzun dönem katsayıları, değişkenler arasındaki kalıcı denge ilişkisini yansıtmaktadır. Kısa dönem katsayıları ise denklemde meydana gelen geçici şokların ve dönemsel dalgalanmaların boşanma üzerindeki etkisini göstermektedir. Bu bağlamda kısa dönem katsayıları, uzun dönem denge ilişkisiyle çelişen sonuçlar üretmemekte, uzun dönem dengesine geçiş sürecinde ortaya çıkan uyum mekanizmasını tamamlayıcı nitelik taşımaktadır.

Tablo 9
LnDIV(2,2,2,3,0) Modelinin Uzun ve Kısa Dönem Katsayıları ile ECM Hata Düzeltme Terimi

Uzun Dönem Katsayıları				
Değişkenler	**Katsayı**	**Std. Hata**	**t-istatistiği**	**P değeri**
LNSTU	2.655116	0.220427	12.04533	0.0000
LNMTU	-2.281825	0.437796	-5.212076	0.0001
LNLTU	1.063983	0.556288	1.912646	0.0718
LNVLTU	-0.024358	0.270006	-0.090213	0.9291
C	-6.168625	2.611585	-2.362024	0.0296
Kısa Dönem Katsayıları ve ECM Hata Düzeltme Terimi				
D(LNDIV(-1))	0.238543	0.142453	1.674541	0.1113
D(LNSTU)	0.671317	0.167847	3.999578	0.0008
D(LNSTU(-1))	-1.005382	0.186534	-5.389808	0.0000
D(LNMTU)	-0.322946	0.165780	-1.948037	0.0672
D(LNMTU(-1))	0.653123	0.283511	2.303694	0.0334
D(LNLTU)	0.176464	0.157646	1.119372	0.2777
D(LNLTU(-1))	-0.614105	0.206580	-2.972724	0.0082
D(LNLTU(-2))	0.066387	0.099246	0.668915	0.5120
CointEq(-1)*	-0.638400	0.106122	-6.015743	0.0000
Açıklayıcı Bilgiler				
R^2	0.783345			
Düzeltilmiş R^2	0.694714			
S.E. of regression	0.098542			

Model Denklemi: LnDIV= 2.6551*LNSTU-2.2818*LNMTU + 1.0640*LNLTU-0.0244*LNVLTU

Boşanmanın bağımlı değişken olarak tanımladığı LnDIV (2,2,2,3,0) modelinin uzun dönem denge ilişkilerinin yorumlanabilmesi için serilerin eşbütünleşik olması beklenmektedir. Bu çerçevede Tablo 4'te sunulan bilgilerden de hatırlanacağı üzere hesaplanan F istatistiğinin %95 güven aralığında yer alması, LnDIV bağımlı değişkeniyle bağımsız değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir. Böylelikle uzun dönem denklemi kullanılabilecek ve yorumlanabilinecektir. Diğer taraftan modelde hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı olması gerekmektedir. Bu çerçevede modelin hata düzeltme katsayısının (CointEq(-1)) -0.638400 olarak hesaplandığı ve Tablo 4'ten hatırlanacağı üzere t istatistiğinin ise %99 güven aralığında yer aldığı görülmektedir. Bu durum ise hata düzeltme katsayısının anlamlı ve seriler arasındaki eşbütünleşmenin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Bu noktadan hareketle modelin uzun dönem katsayıları ele alındığında istatistiki açıdan anlamlı olması kapsamında boşanmayı en yüksek derecede etkileyen değişkenin kısa süreli işsizliği yansıtan LnSTU değişkenin olduğu görülmektedir. İstatistiki açıdan son derece anlamlı olan (p=0,000) ve katsayısı 2,6551 olarak hesaplanan LnSTU değişkenindeki %1'lik bir artış boşanmalarda yaklaşık %2,66'lık bir artış meydana getirmektedir. Orta süreli işsizliği yansıtan LnMTU değişkeninin boşanma üzerindeki etkisi ise istatistik açıdan anlamlı (p= 0,001) ve negatif yöndedir. Katsayısı -2,2818 olarak hesaplanan LnMTU değişkeninde meydana gelecek %1'lik bir artışın uzun dönemde boşanmalarda yaklaşık %2,28 azalış meydana getirmektedir. Uzun süreli işsizliği yansıtan LnLTU değişkenin boşanma üzerindeki etkisi istatistiki açıdan sınırda anlamlı (p=0,0718, p<0,10) olmakla birlikte pozitif yöndedir. Katsayısı 1.0640 olarak hesaplanan LnLTU değişkeninde meydana gelecek %1'lik bir artış uzun dönemde boşanmalarda yaklaşık %1,06 artış meydana getirmektedir. Çok uzun süreli işsizliği yansıtan ve katsayısı -0,0244 olarak hesaplanan LnVLTU değişkenin boşanma üzerindeki etkisinin istatistiki açıdan anlamsız olduğu ve etki düzeyinin önemsiz olduğu görülmektedir. Bu kapsamda modelin uzun dönem katsayıları genel olarak değerlendirildiğinde işsizlik sürelerinin boşanma üzerinde etkisinin lineer olmadığı bunun aksine kırılmalı yapısıyla bir V eğrisini andırdığı izlenmektedir. Söz konusu durumu göstermek üzere Şekil 3 aşağıda sunulmaktadır.

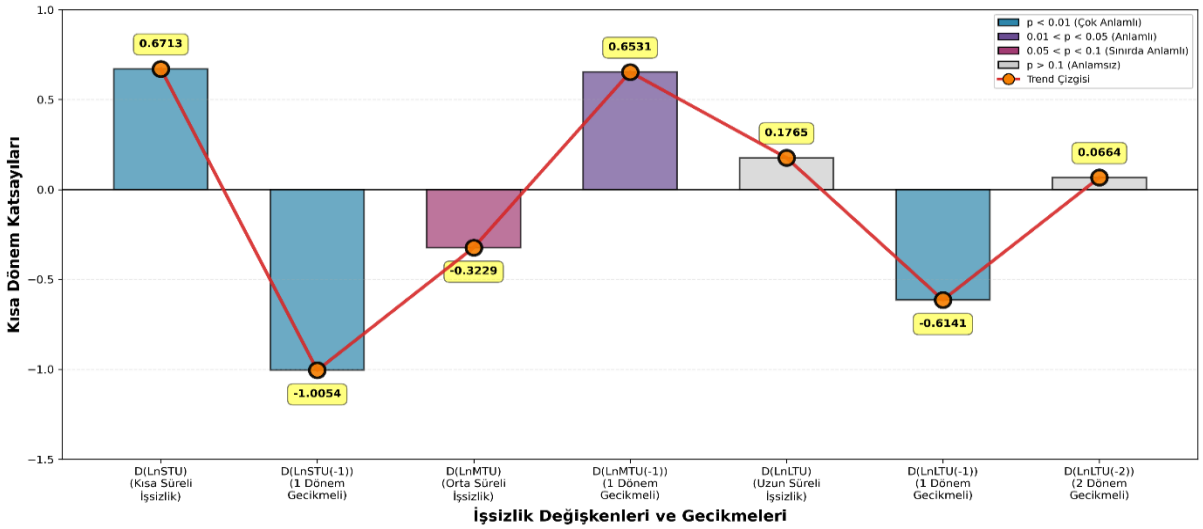


Şekil 3. İşsizlik Sürelerinin Uzun Dönemde Boşanma Üzerindeki Etkisi (Şekilde yer alan ve %10 anlamlılık düzeyinde elde edilen katsayılar sınırda anlamlılık kapsamında değerlendirilmiştir)

Şekil 3'te işsizliğin vade yapısına boşanma üzerindeki etkilerinin farklılaştığı ve işaretlerin yön değiştirdiği görülmektedir. Bu kapsamda kısa süreli işsizliğin boşanma üzerindeki etkisinin pozitif ve oldukça yüksek olduğu anlaşılmaktadır. Kısa süreli işsizlikteki bu durum esasen gelir kaybının yarattığı sok etkisiyle birlikte başlayan piskososyal stres yükünün bir çıktısı niteliğindedir. Başka bir ifadeyle kısa süreli işsizlikte yaşanan ani gelir kaybının yarattığı şok etkisiyle birlikte hane içindeki belirsizlik artışı, yük paylaşımlarındaki asimetrilerin derinleşmesi ve aile içi stres yükünün artması gibi olası faktörler Türkiye'de kısa süreli işsizliğin boşanmayı artırıcı etkisiyle ön plana çıkmaktadır. Orta süreli işsizlik süresinin boşanma üzerindeki etkisinde ise işaretin tersine döndüğü izlenmektedir. Başka bir ifadeyle orta süreli işsizliğin boşanma üzerinde negatif etkiye sahip olduğu görülmektedir. Orta süreli işsizliğin boşanma üzerindeki negatif etkisinin arkasındaki neden uzun süreli işsizlikteki

yaşanan gelişme dikkate alındığında esasen boşanma maliyeti kapsamında değerlendirilecek bir niteliğe işaret etmektedir. Başka bir ifadeyle orta süreli işsizlikte boşanma maliyeti ve aile içi uyum mekanizmaları gibi olası faktörler çerçevesinde boşanmanın ertelendiği görülmektedir. Nitekim uzun süreli işsizlikte orta vadede sağlanan uyumun birikimlerin erimesi, sosyal dışlanma, hane içi çatışma döngüsü gibi olası faktörlerle tükenerek uzun süreli işsizliğin boşanmayı pozitif yönde etkilediği görülmektedir. Çok uzun süreli işsizlikte ise bu kitleyi oluşturan grubun büyük olasılıkla iş gücünden kopmuş, kalıcı işsiz profilinde oldukları göz önüne alındığında çok uzun süreli işsizliğin boşanma davranışını belirleyen varyansın düşüklüğü bu kapsamda değerlendirilebilir.

Tablo 9'da verilen kısa dönem ilişkilerini incelendiğinde kısa dönem şoklarının etkilerinin hızla kısmen geri çekildiği izlenmektedir. Bu kapsamda modelin hata düzeltme katsayısının (CointEq(-1)) -0.638400 olarak hesaplanması, dengesizliklerin bir sonraki dönemde yaklaşık %63,8 oranında düzeltildiğini göstermektedir. Başka bir ifadeyle kısa dönemde gerçekleşecek sapmalar (1/0,638400) yaklaşık 1,57 yıl sonra düzelerek uzun dönem dengesine ulaşacaktır. Diğer taraftan kısa dönem sonuçlarına göre kısa süreli işsizliğin şimdiki dönemi (D(LnSTU) eş anlı olarak boşanmayı istatistiki açıdan çok anlamlı (p=0,0008) ve 0,671317 katsayısıyla pozitif yönde etkilemektedir. Kısa süreli işsizliğin 1 dönem gecikmeli değişimi (D(LnSTU(-1)) ise boşanmayı istatistiki açıdan çok anlamlı (p=0,0001) ve -1,005382 katsayısıyla negatif yönde etkilemektedir. Bu çerçevede kısa süreli işsizliğin 2 dönemlik net etkisi (0,6713-1,00540=-0,334) negatif yöndedir. Orta süreli işsizlik şimdiki dönemi (D(LnMTU) boşanmayı istatistiki açıdan sınırda anlamlı (p=0,0672, p<0,1) ve -0,3229 katsayısıyla negatif yönde etkilemektedir. Orta süreli işsizliğin 1 dönem gecikmeli değişimi (D(LnMTU(-1)) boşanmayı istatistiki açıdan anlamlı (p=0,0334) ve 0,6531 katsayısıyla pozitif yönde etkilemektedir. Bu çerçevede orta süreli işsizliğin boşanma üzerinde 2 dönemlik net etkisi (-0,3229+0,6531=0,330) hafif pozitif yöndedir. Uzun süreli işsizliğin şimdi döneminin (D(LnLTU) boşanma üzerinde etkisi açısından katsayısı her ne kadar 0,1765 olsa da istatistiki açıdan anlamsız (p=0,2777) olduğu için güvenilir bir kısa dönem etkisinden bahsetmek mümkün değildir. Uzun süreli işsizliğin bir dönem gecikmeli değişimi (D(LnLTU(-1)) boşanmayı istatistiki açıdan anlamlı (p=0,0082) ve -0,6141 katsayısıyla negatif yönde etkilemektedir. Uzun süreli işsizliğin iki dönem gecikmeli değişiminin (D(LnLTU(-2)) katsayısı her ne kadar 0,0664 olsa da istatistiki açıdan anlamsız (p=0,5120) olduğu için güvenilir bir kısa dönem etkisinden bahsetmek mümkün değildir. Son olarak boşanmanın bir dönem kendi gecikmesinde (D(LnDIV(-1)) her ne kadar katsayısı 0,2385 olsa da istatistiki açıdan (p=0,1113) anlamlı bir etkiden söz etmek mümkün değildir. Genel bir değerlendirme kapsamında söz konusu modelin kısa dönem kararlarının ani tepki ve ertesi dönem uyum döngüsü ile çalıştığı görülmektedir. Bu durumu göstermek üzere Şekil 4 aşağıda sunulmaktadır.



Şekil 4. İşsizlik Sürelerinin Kısa Dönemde Boşanma Üzerindeki Etkisi (Şekilde yer alan ve %10 anlamlılık düzeyinde elde edilen katsayılar sınırda anlamlılık kapsamında değerlendirilmiştir.)

Şekil 4 yakından incelendiğinde sistemin iniş ve çıkışlarla çok hızlı dengeye döndüğü izlenmektedir. Bu kapsamda kısa süreli işsizliğin boşanma üzerindeki eşanlı etkisinin pozitif yöndeki yerini 2. dönemde güçlü negatif etkiye bıraktığı görülmektedir. Bu durum şok ve güçlü düzeltme ile açıklanmaktadır. Yine benzer şekilde orta süreli işsizliğin boşanma üzerindeki eş anlı etkisinin negatif yöndeki yerini 2. dönemde güçlü pozitif etkiye bıraktığı görülmektedir. Bu durumu gecikmeli olarak ortaya çıkan stres etkisi ile açıklamak mümkündür. Uzun süreli işsizliğin ise ancak gecikmeli olarak boşanmayı azalttığı görülmektedir.

Sonuç, Tartışma ve Öneriler

Toplumun devamı açısından ontolojik bir temel olarak kabul edilen aile birimin modern dünyada hızla çözülmesi, toplumların en önemli mesellerinden biri hâline geldiği görülmekte ve değerlendirilmektedir. Bu noktadan hareketle gerçekleştirilen bu çalışmada aile yapısını derinden etkileyen dinamiklerin başında gelen işsizlik sürecinin boşanma üzerindeki etkisi, Türkiye 1988-2022 dönemi kapsamında ARDL sınır testi yaklaşımıyla ele alınmaktadır. Araştırma işsizliği literatürden farklı olarak statik bir yapıda değil işsizlikle birlikte aile birimin yaşadığı krizin farklı evrelerini yansıtmak üzere dinamik bir süreç olarak ele almaktadır.

İşsizliğin kısa, orta, uzun ve çok uzun süreli olmak üzere dört farklı evreyle ele alındığı araştırmada literatürde yer alan çalışmalardan farklı olarak işsizlik ve boşanma arasındaki ilişkinin zamanlama çerçevesinde doğrusal olmadığı söz konusu ilişkinin **"V"** şeklinde bir örüntü biçiminde olduğu ortaya konmaktadır. Bu durum hibrit perspektifin temel iddiası olan zamanlama etkisini Türkiye özelinde açık bir şekilde doğrulamaktadır.

Araştırmanın kısa dönem analizleri çerçevesinde işsizlik sürelerinde aile birimi üzerinde meydana gelen şokların ardından sistemin yaklaşık 1,57 yıl içinde tekrar uzun dönem dengesine ulaştığını göstermektedir. Bu kapsamda uzun dönem sonuçlarına bakıldığında ise kısa süreli işsizliğin (1-11ay) boşanmayı güçlü bir şekilde artırdığı izlenmektedir. Bu bulgu psikososyal stres perspektifi kapsamında yer alan Jensen ve Smith'in (1990), Kessler, Hevenstone, Vandecasteele ve Sepahniye'nin (2023) gerçekleştirdikleri çalışmalar gibi araştırmalara uygunluk gösterdiği gibi Türkçe literatürde de Topbaş ve Kurt (2007) ve İğdeli ve Ay (2021) gibi işsizlik ile boşanma arasında pozitif ilişkinin ortaya konduğu çalışmalarla da tutarlı bir çerçeve çizmektedir. Buna karşılık orta süreli işsizlik (12–23 ay) döneminde ilişkinin yönü negatife dönmektedir. Bu bulgu boşanma maliyeti perspektifinde sunulan Tumin ve Qian'ın (2015) ve González-Val ve Marcén'in (2017) gerçekleştirdikleri çalışmalar gibi araştırmalara uygunluk göstermektedir. Uzun süreli işsizlik (24-35ay) ile boşanma arasındaki ilişkinin tekrar pozitife döndüğü izlenmektedir. Bu durum hibrit perspektif kapsamında sunulan Amato, Booth, Johnson ve Rogers'ın (2007) ve Franzese ve Rapp'ın (2013) çalışmalarıyla benzerlikler göstermektedir. Çok uzun süreli işsizlik (36 ay ve üzeri) ise boşanma üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki meydana getirmektedir. Bu kapsamda sonuçlar bir arada ele alındığında ise Türkiye'de aile biriminin işsizliğin evreleri boyunca *şok-uyum-aşınma* şeklinde bir desen çizdiği izlenmektedir. Başka bir ifadeyle işsizlik ilk evresinde aile biriminde bir şok etkisi yaratarak aile ilişkilerini derinden sarsmakta orta evrede uyum aşaması yaşanmakta boşanma kararları beklemede tutulmakta uzun vadede ise artan psikossosyal yükler neticesinde belirgin bir çözülme meydan gelmektedir. Söz konusu döngü Komarovsky (1940), Jones (1988), Schaller (2013) ve Amato ve Beattie (2011) gibi çalışmalarda vurgulanan mekanizmalarla uyumlu bir nitelik sergilemektedir.

Toplumun devamı açısından ailenin kritik önemi kapsamında işsizlik ve boşanmayı ele alan bu araştırmanın genel bulgusu Türkiye'de işsizliğin boşanma üzerindeki etkisinin lineer bir yapıda olmadığı işsizlik süresine bağlı olarak evreler hâlinde yön değiştirdiği üzerinedir. Bu durum; politika aktörleri açısından işsizlik süresine dikkat çekerek alınacak karar ve müdahalelerin süreye duyarlı olması gerektiğini göstermektedir. Diğer taraftan çalışma; özellikle kısa süreli ve uzun süreli işsizlerin boşanma noktasında daha kırılgan gruplar olarak belirginleştiğini, orta süreli işsizliğin boşanma üzerindeki negatif etkisinin ise bir iyileşme olarak değerlendirilmemesi gerektiğini bunun aksine orta vadede ertelenen krizlerin ilerideki çözülmenin bir göstergesi olarak ele alınması gerektiğini ortaya

koymaktadır. Bu çerçevede politika aktörlerinden süreye duyarlı bir biçimde işsizlik maaşının kapsamının genişletildiği sürecinin ise uzatıldığı, aile içi iletişim destek programların ortaya konması, meslek edindirme kurslarıyla zenginleştirilmiş gelir desteklerinin sağlanması ve sosyal dışlanmanın önüne geçecek mekanizmaların oluşturulması gibi bütünleşik sosyal politika tasarımlarını ortaya koyması beklenmektedir.

Gerçekleştirilen araştırmaya ilişkin belirli kısıtlar da bulunmaktadır. Bu anlamda kullanılan zaman serisi veri setinin yıllık gözlemlerden oluşması ve gözlem sayısının görece düşük olması araştırmaya ait bir kısıt oluşturmaktadır (n = 34). Düşük gözlem sayısı, özellikle sınırda istatistiksel anlamlılık gösteren katsayıların yorumlanmasında dikkatli olunması gerekmektedir. Sonuç olarak bu çalışma; işsizliğin aile birimi üzerindeki etkilerini işsizlik evrelerine duyarlı bir biçimde analiz ederek hem literatürdeki boşluğu doldurmakta hem de politika aktörlerine önemli bir zemin sağlamaktadır. Ancak çalışmanın hem zaman serisi sınırlılığı hem de araştırmada makro verilerden yola çıkarak mikro düzeydeki hane halkına yönelik boşanma kararı üzerine odaklanılması çalışmanın ana kısıtlarını oluşturmaktadır. Bu çerçevede gelecek çalışmalarda bu araştırmada ortaya konan "V" eğrisi bulgusunun bölgesel düzeyde yapılacak panel veri analiziyle test edilmesi veya nitel çalışmalarda söz konusu bulgunun derinlemesine araştırılması literatürü zenginleştireceği gibi olgunun daha da derinlemesine anlaşılmasına katkı sağlayacaktır.

Araştırmacıların Katkı Oranı

Araştırmada yazarın katkı oranı %100'dür.

Çıkar Çatışması

Araştırmada herhangi bir çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynaklar

Adak, N. (2010). Sosyal bir problem olarak işsizlik ve sonuçları. *Toplum ve Sosyal Hizmet, 21*(2), 105-116.

Amato, P. R. ve Beattie, B. (2011). Does the unemployment rate affect the divorce rate? An analysis of state data 1960-2005. *40*(2011), 705-715. http://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2010.12.012

Amato, P. R., Booth, A., Johnson, D. R. ve Rogers, S. J. (2007). *Alone together: How marriage in America is changing.* Cambridge: Harvard University Press.

Arkes, J. ve Shen, Y. C. (2014). For better or for worse, but how about a recession? *Contemporary Economic Policy, 32*(2), 275-287. http://doi.org/10.1111/coep.12029

Aydın, O. ve Baran, G. (2010). Toplumsal değişme sürecinde evlenme ve boşanma. *Toplum ve Sosyal Hizmet Dergisi, 21*(2), 117-128.

Bayer, A. (2018). Ailede yaşanan anlaşmazlıklar ve çözüm önerileri. *Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi İlahiyat Fakültesi Dergisi, 1*(2), 215-234.

Bayrak, S. (2019). Türkiye'de işsizlik ve boşanma ilişkisi: 1980-2007 Dönemi için nedensellik analizi. *Çalışma İlişkileri Dergisi, 10*(1), 39-54.

Bayrakcı, O. (2020). İşsizliğin birey ve aile üzerinde etkisinin ataerkillik bağlamında incellenmesi. *Toplumsal Politika Dergisi, 1*(2), 167-178.

Beazley, D. (2024). Resistance to change or transformation after involuntary unemployment and unemployment: A theoretical model. *Journal of Applied Business and Economics, 26*(3), 80-92.

Bulut, E. ve Başoğlu, A. (2023). Boşanmanın ekonomik belirleyicileri: Türkiye Düzey-2 bölgeleri üzerine panel veri analizi. *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 7*(1), 45-62. http://doi.org/10.33399/biibfad.1188605

Cafrı, R. ve Özdemir Çukadar, P. (2018). Boşanmanın sosyo-ekonomik nedenleri üzerine mekânsal ekonometrik bir inceleme. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi,* (Prof. Dr. Harun Terzi Özel Sayısı), 407-424.

Cohen, P. N. (2014). Recession and divorce in the United States, 2008-2011. *Population Research and Policy Review, 33*(5), 615-628.

Covizzi, I. (2008). Does union dissolution lead to unemployment? A longitudadinal study of healt and risk of unemployment for women and men undergoing separation. *European Sociological Review, 24*(3), 347-361. http://doi.org/10.1093/esr/jcn006

Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association, 74*(366), 427-431. http://doi.org/10.2307/2286348

Diler, Z. ve Diler, S. (2022). Türkiye'de boşanma olgusunun zamansal değişimi (2001-2021). *Journal of Social and Humanities Sciences Research, 9*(89), 2166-2178. http://doi.org/10.26450/jshsr.3305

Erkan, E. ve Yamak, R. (2017). Determinants of divorce in Turkey: Panel data analysis. *Eurasian Academy of Sciences Eurasian Businnes ve Economic Journal, 8*(5), 75-94.

Eurostat.https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Beginners:Labour_market_-_unemployment adresinden 29.10.2025 tarihinde erişilmiştir.

Franzese, F. ve Rapp, I. (2013). Der einfluss von arbeitslosigkeit auf das trennungsrisiko von ehen. *Zeitschrift für Familienforschung, 25*(3), 331-346.

González-Val, R. ve Marcén, M. (2017). Divorce and the business cycle: A cross-country analysis. *Review of Economics of the Household, 15*, 879-904. http://doi.org/10.1007/s11150-016-9329-x

İğdeli, A. ve Ay, M. (2021). Boşanmanın sosyo-ekonomik belirleyicileri: Türkiye için bölgesel panel veri analizi. *Sivas Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, 22*(1), 1-22. http://doi.org/10.37880/cumiibf.670198

International Labour Organization (ILO). (2015) *Key Indicators of the Labour Market*. https://www.ilo.org/publications/11-long-term-unemployment adresinden 29.10.2025 tarihinde erişilmiştir.

İslamoğlu, E. (2014). Sakarya'da işsizliğin nedenleri ve sonuçları üzerine bir araştırma. *Siyaset Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi, 2*(3), 123-137.

Jensen, P. ve Smith, N. (1990). Unemployment and marital dissolution. *Journal of Population Economics, 3*(3), 215-229.

Jones, L. (1988). The relationship between unemployment and divorce. *Journal of Divorce, 12*(1), 99-112. http://doi.org/10.1300/J279v12n01_06

Kalmijn, M. (2005). The effects of divorce on men's employment and social security histories. *European Journal of Population, 21*(4), 347-366. http://doi.org/10.1007/s.10680-005-0200-7

Kanyılmaz Polat, E. ve Bacak, B. (2018). İşsizliğin psikolojik sonuçları ve işsizlik süresi ilişkisi: Çanakkale'de yükseköğrenim mezunu işsizler üzerine bir araştırma. *Çalışma İlişkileri Dergisi, 9*(2), 24-47.

Kaya, K. ve Tan Eren, G. (2020). Boşanma ve erken boşanmaların artış nedenleri. *Sosyal, Beşerî ve İdari Bilimler Dergisi, 3*(9), 708-728. http://doi.org/10.26677/TR1010.2020.538

Kessler, D., Hevenstone, D., Vandecasteele, L. ve Sepahniya, S. (2023). Weathering the storm together: Does unemployment insurance help couples avoid divorce. *Journal of European Social Policy, 33*(2), 248-263. http://doi.org/10.1177/09589287221141363

Komarovsky, M. (1940). *The unemploed man and his family: The effect of unemployment upon the status of the man in fifty-nine families.* New York: Octagon Books.

Kurt, Ş. (2006). İşsizliğin psiko-sosyal sonuçları ve Türkiye üzerine muhtemel etkileri. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi* (51), 357-379.

Kutlar, A. (2009). *Uygulamalı Ekonometri*. Ankara: Nobel Yayınevi.

Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics, 85*(4), 1082-1089.

Mert, M. ve Çağlar, A. E. (2023). *Eviewa ve Gauss uygulamalı zaman serileri analizi*. Ankara: Detay Yayıncılık.

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics, 37*(17), 1979-1990.

Nazir, F., Cheema, M. A., Zafar, M. I. ve Batool, Z. (2009). Socio-economic ımpactsof unemployment in urban Faisalabad, Pakistan. *Journal Of Social Science, 18*(3),183-188.

Öksüz, G. ve Ürkmez, E. (2023). Boşanma oranları ile makroekonomik deeğikenler arasındaki ilişkinin incelenmesi: Türkiye örneği. *Artvin Çoruh Üniversitesi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi, 9*(2), 464-479.

Özer, U. ve Topal, M. H. (2017). Genç işsizliği, suç, göç, intihar ve boşanma düzeyleri ile ilişkili midir? Türkiye'den ampirik bir kanıt. *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 6*(5), 50-63.

Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*(3), 289-326.

Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika, 75*(2), 335-346. http://doi.org/10.2307/2336182

Sage, D. (2018). Reversing the negative experience of unemployment: A mediating role for social policies. *Socıal Polıcy & Admınıstratıon, 52*(5), s. 1043-1059. http://doi.org/ 10.1111/spol.12333

Sandalcılar, A. R. (2012). İşsizlik boşanmayı etkiliyor mu? Bölgesel panel nedensellik. *Ege Akademik Bakış, 12*(2), 225-238.

Schaller, J. (2013). For richer, if not for poorer? Marriage and divorce over the business cycle. *Journal of Population Economics, 26*(3), 1007-1033.

Topbaş, F. ve Kurt, S. (2007). İşsizlik ve boşanma ilişkisi: 1970-2005 VAR analizi. *Yönetim ve Ekonomni Araştırmaları Dergisi, 5*(7), 30-43.

Tumin, D. ve Qian, Z. (2015). Unemployment and the transition from separation to divorce. *Journal of Family Issues, 38*(10), 1389-1413. http://doi.org/10.1177/0192513X1560073

Turğut, F. (2017). Tarihsel süreçte aile kurumunun dönüşümü ve geleceğine yönelik çıkarımlar. *Medeniyet ve Toplum Dergisi, 1*(1), 93-117.

Türk Dil Kurumu (TDK). (2022). Güncel Türkçe Sözlük: https://sozluk.gov.tr/ adresinden 14.10.2025 tarihinde erişilmiştir.

Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK). (2025). Evlenme ve Boşanma İstatistikleri. https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Evlenme-ve-Bosanma-Istatistikleri-2024-54194#:~:text=Bin%20n%C3%BCfus%20ba%C5%9F%C4%B1na%20d%C3%BC%C5%9Fen%20evlenme,binde%206%2C65%20olarak%20ger%C3%A7ekle%C5%9Fti.&text=Bo%C5%9Fanan%20%C3%A7iftlerin%20say%C4%B1s%C adresinden 15.01.2025 tarihinde erişilmiştir.

Türkiye İstatistik Kurumu Başkanlığı. (2023). *100 Yılın Göstergeleri.* Ankara: Türkiye İstatistik Kurumu Başkanlığı.

Yerdelen Tatoğlu, F. (2023). *Ekonometri: Stata uygulamalı*. İstanbul: Beta Yayım.

Yılmaz, T., Fidan, F. ve Karataş, V. (2004). İşsizliğin sosyo-psikolojik sonuçları: Sosyodemografik özelliklere göre bireylerin tutumları (Bir alan araştırması). *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi.* (48), 63-183.

Zivot, E. ve Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics, 10*(3), 251-270. http://doi.org/10.2307/1391541

Extended Abstract

Introduction

The family, defined as the smallest unit of social life, consists of relationships based on marriage and blood ties, such as husband, wife, children and siblings (Türk Dil Kurumu [TDK], 2022). Within the framework of these relationships, the family, where social culture and values are transmitted and basic needs are met, is seen as an ontological foundation not only for the individual but also for the continuity of society. Indeed, achieving a healthy and ideal social order is deeply dependent on strong and healthy family relationships (Turğut, 2017; Bayer, 2018). However, family relationships are affected by many negative events, and unemployment plays a major role among these events. Indeed, unemployment is expected to go far beyond an economic loss in the family budget, potentially undermining family relationships at their core as the personal tragedy of the unemployed individual, beginning with psychological crises such as anxiety, stress, and loss of self-esteem, spreads to family members (Topbaş and Kurt, 2007). Within the framework of family relationships that are likely to be damaged by unemployment, the most profound destructive effect begins with the emergence of divorce, which is considered the greatest dilemma of the traditional family unit. Divorce is seen to be on the rise worldwide, with slight variations (Aydın & Baran, 2010). The situation is no different in Türkiye. Indeed, in Türkiye, the crude divorce rate, defined as the number of divorces per thousand population, has risen from 1.41 in 2001 to 2.19 in 2024, almost doubling. The relationship between divorce, a key element of this crisis, and unemployment is the subject of many recent studies. However, a review of the literature in this field reveals that it has been examined directly in terms of variables such as the number of unemployed, the unemployment rate, and the male unemployment rate, while approaches that treat unemployment as a process remain quite limited. Proceeding from this point, the Research aims to fill this gap in the literature by examining the relationship between divorce and unemployment in Türkiye in the context of the long term, from 1988 to 2022, distinguishing between short-term, medium-term, and long-term unemployment periods. In line with this objective, the Research aims to reveal at which stage of unemployment divorce is triggered or not triggered and to determine whether there is a relationship between unemployment periods and divorce in stages. This both highlights the originality of the Research and constitutes its main objective.

Method

As stated by Amota and Beattie (2011), this research adopts a hybrid perspective that emphasises the potential to capture the complex relationship between unemployment and divorce when using the lagged values of unemployment and divorce. A dataset comprising Turkish Statistical Institute (TÜİK) data on the number of divorces and unemployment durations for the period 1988–2022 has been established. Within this scope, a time series analysis was conducted using the time series components of the dataset; Short, medium, long, and very long-term unemployment. In this context, as the data set consists of time series, traditional econometric methodology was followed to perform time series analysis. In this Research, which is based on a hybrid perspective, unemployment periods were defined as the independent variable and divorce as the dependent variable, in line with the theoretical framework. In the Research, which examines the long-term equilibrium relationship, or in other words, the cointegration relationship, of non-stationary time series, the Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) bounds test approach developed by Pesaran, Shin and Smith (2001) was adopted.

Findings

From an econometric analysis perspective, a preliminary test involves conducting unit root tests to determine the order of stationarity of the series. Within the scope of the analysis, the results of the ADF and PP unit root tests indicate that the series are stationary at the first difference. When examining the constant and trend t-statistic results, it is understood that all variables are stationary at the first difference at the 1% significance level, both in the ADF and PP unit root results. The

dependent variable is divorce (LnDIV), while the independent variables are, in order, short-term unemployment (LnSTU), medium-term unemployment (LnMTU), long-term unemployment (LnLTU), and very long-term unemployment (LnVLTU). The long-term cointegration relationship of the ARDL model is (Bound) Test, which is calculated within the scope of the Bound Test, is observed to be within the 95% confidence interval. This indicates the existence of a long-term cointegration relationship between the dependent variable LnDIV and the independent variables at a 95% confidence interval. On the other hand, the t-statistic presented within the scope of the validity of cointegration between the series is seen to be within the 99% confidence interval. In this context, the LnDIV (2,2,2,3,0) model, which successfully passed the test, is seen to have the LnSTU variable reflecting short-term unemployment. Statistically highly significant (p=0.000) and with a coefficient calculated as 2.6551, a 1% increase in the LnSTU variable causes an approximate 2.66% increase in divorces. The effect of the LnMTU variable, which reflects medium-term unemployment, on divorce is statistically significant (p=0.001) and negative. A 1% increase in the LnMTU variable, with a coefficient of -2.2818, results in an approximate 2.28% decrease in divorces in the long term. The effect of the LnLTU variable, which reflects long-term unemployment, on divorce is statistically borderline significant (p=0.0718, p<0.10) but positive. A 1% increase in the LnLTU variable, calculated as 1.0640, results in an approximate 1.06% increase in divorces in the long term. The effect of the LnVLTU variable, which reflects very long-term unemployment and has a coefficient of -0.0244, on divorce is statistically insignificant and its impact level is negligible. In this context, when the long-term coefficients of the model are evaluated in general, it is observed that the effect of unemployment periods on divorce is not linear but rather resembles a V-shaped curve with a break. On the other hand, the error correction coefficient in the model must be negative and statistically significant. Within this framework, the error correction coefficient of the model (CointEq(-1)) was calculated as -0.638400. This indicates that deviations occurring in the short term will be corrected approximately 1.57 years later (1/0.638400), reaching long-term equilibrium.

Conclusion, Discussion and Recommendations

In the Research, which examines unemployment in four different stages—short-term, medium-term, long-term, and very long-term—unlike other studies in the literature, it is found that the relationship between unemployment and divorce is not linear in terms of timing, but rather follows a 'V' pattern. This situation clearly confirms the timing effect, which is the fundamental claim of the hybrid perspective, specifically in the context of Türkiye. In other words, unemployment creates a shock effect on the family unit in its initial phase, deeply shaking family relationships; in the medium term, an adjustment phase occurs and divorce decisions are put on hold; in the long term, however, a clear dissolution occurs as a result of increasing psychosocial burdens. This cycle is consistent with the mechanisms highlighted in studies by Komarovsky (1940), Jones (1988), Schaller (2013), and Amato and Beattie (2011).In this context, policy actors are expected to present integrated social policy designs, such as extending the period during which the scope of unemployment benefits is expanded in a time-sensitive manner, introducing family communication support programmes, providing income support enriched with vocational training courses, and establishing mechanisms to prevent social exclusion.